

А.А. КОЛЧЕВ, канд. физ.-мат. наук, доц., МарГУ, Йошкар-Ола, Россия
А.Е. НЕДОПЕКИН, аспирант, МарГУ, Йошкар-Ола, Россия

ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНОЕ ПОДТВЕРЖДЕНИЕ АПРИОРНОЙ НЕПАРАМЕТРИЧЕСКОЙ НЕОПРЕДЕЛЁННОСТИ ДЛЯ СИГНАЛА ЛЧМ-ИОНОЗОНДА В СПЕКТРАЛЬНОЙ ОБЛАСТИ

В работе проведено исследование статистических характеристик амплитуд спектральных отсчетов зондирующего ЛЧМ сигнала для трасс различной протяжённости и направления. Проанализированы преобладающие законы распределения для шума и для смеси сигнал-шум. Установлена высокая статистическая изменчивость, свидетельствующая об априорной непараметрической неопределённости. Предложен метод обнаружения сигнала в спектральной области.

In work research of statistical characteristics for spectral samples amplitudes of ionosonde chirp-signal is completed. Distributions laws of noise and signal are analyzed. High statistical variability, indicating an a priori non-parametric uncertainties is established. New method of detecting a signal in the spectral region is proposed.

Постановка задачи. В настоящее время широкое применение в ионосферных исследованиях получили ионозонды с линейной частотной модуляцией сигнала. При приёме сигнал, прошедший ионосферу, подвергается сжатию в частотной области с последующей фильтрацией низкочастотной составляющей – разностного сигнала, который оцифровывается и поступает для обработки в частотной области. По спектрам элементов разностного сигнала строится ионограмма – зависимость времени группового запаздывания от частоты зондирования. При автоматической программной обработке таких сигналов в спектральной области становится актуальной комплексная задача обнаружения и выделения частотных отсчетов для последующей идентификации мод распространения, определения критических частот, АЧХ и ФЧХ канала, построения оптимального фильтра. Её решение опирается на статистические свойства обнаруживаемого сигнала.

Анализ литературы. Для узкополосного случая известно следующее. В [1] из предположения, что шум является белым, делается вывод о том, что смесь сигнал-шум на выходе приемника имеет распределение Накагами-Райса, а при уменьшении отношения сигнал-шум стремится к рэлеевскому распределению. Этот подход в целом применяется и в работе [2], посвящённой случаю ЛЧМ сигналов, где указывается, что закон распределения шумов близок к нормальному.

Элемент же зондирующего ЛЧМ сигнала занимает широкую полосу частот, поэтому узкополосные радиотехнические устройства, работающие в данном диапазоне, выступают в качестве сосредоточенных помех, которые

существенно влияют на статистическое распределение отсчетов сигнала на выходе приёмника [3]. Режекция сосредоточенных помех во временной области [4] не всегда дает удовлетворительный результат. Сам канал распространения является нестационарным, а обработка принятого сигнала методом сжатия в частотной области, осуществляемая для выделения квазигармонических сигналов зондирования, также видоизменяет статистическое распределение. Поэтому, строго говоря, нельзя считать утверждения, справедливые для поведения спектра сигнала в узкополосном канале с течением времени, обоснованными применительно к спектру разностного сигнала шириной в сотни Гц, полученному из полосы в сотни кГц.

Цель работы – исследование статистических характеристик сигнала ЛЧМ зондирования ионосферы в спектральной области и построение методики обнаружения на основе полученных характеристик.

Статистическое исследование. Работа проводилась с использованием результатов зондирования по нескольким трассам разного направления, протяжённости, с разными скоростями перестройки частоты.

Использовались результаты многочастотного доплеровского радиозондирования периодическим ЛЧМ сигналом [5] на трассе Нижний-Новгород – Йошкар-Ола (220 км). Рассматривались данные, полученные усреднением спектров элементов зондирования в течение 10 с.

По критерию Пирсона на уровне значимости 95 % около 40 % шумовых спектров оказались одновременно принадлежащими к нормальному закону и закону модуля гауссовой величины, причём в большинстве случаев к положительно определённой их части, так как шумовые выборки имели отличную от нуля асимметрию: в среднем около 1.4. К логнормальному закону было отнесено около 60 %, к обобщённому экспоненциальному [6] — около 30%, к распределению Райса — 28 %. Из-за того, что часто одна выборка удовлетворяла нескольким законам распределения всего удалось идентифицировать около 70 % шумовых выборок. Для выборок сигнала доля однозначно идентифицированных оказалась ещё меньшей: распределение Рэлея – 0.2 %, Райса – 0 %, модуль гауссовой случайной величины – 2 %, нормальный закон – 0 %, логнормальный – 12 %, обобщённый экспоненциальный – 22 %.

Таким образом, было установлено, что для шума и для суммы сигнала и шума нет преобладающего закона.

Кроме этого, были обработаны данные наклонного зондирования ионосферы непрерывным ЛЧМ сигналом на 4-х трассах в различных геофизических условиях: Франция – Йошкар-Ола – 51 сеанс, скорость перестройки частоты 100 кГц/с, протяжённость 3100 км; Инскип – Йошкар-Ола – 15 сеансов, скорость 100 кГц/с, протяжённость 3150 км; Норильск – Йошкар-Ола – 72 сеанса, скорость 500 кГц/с, протяжённость 2500 км; Хабаровск – Йошкар-Ола – 36 сеансов, скорость 500 кГц/с, протяжённость

5500 км. Были выбраны сеансы, содержащие данные, характерные для данных трасс, временной охват составил период 2009 – 2010 гг. Каждому сеансу с принятым зондирующим сигналом ставился в соответствие соседний сеанс на этой же трассе, содержащий только шумы и отстоящий по времени от сеанса с сигналом на 5 – 15 мин.

Для статистического описания были использованы несколько классификаций, включающие критерий Пирсона на уровне значимости 95%, кривые Пирсона (3 основных типа, см. табл. 1), кривые Джонсона [7], используемые для аппроксимации эмпирических законов распределения, топографическая классификация по энтропийному коэффициенту k и контрэксцессу χ [8].

Таблица 1

Принадлежность сигнала и шума к типам кривых Пирсона

Тип выборки	Тип кривых Пирсона		
	<i>I тип</i>	<i>IV тип</i>	<i>VI тип</i>
Франция – Йошкар-Ола			
Шум	94.4 %	0.45 %	5.2 %
Сигнал	9.9 %	41.3 %	48.8 %
Инскип – Йошкар-Ола			
Шум	90.8 %	1.7 %	7.5 %
Сигнал	24.8 %	22.8 %	52.4 %
Норильск – Йошкар-Ола			
Шум	92.7 %	0.7 %	6.6 %
Сигнал	36.1 %	18.5 %	45.4 %
Хабаровск – Йошкар-Ола			
Шум	90.7 %	0.9 %	8.4 %
Сигнал	28.0 %	14.1 %	57.9 %
В среднем по 4 трассам			
Шум	93.2 %	0.7 %	6.1 %
Сигнал	18.9 %	31.7 %	49.4 %

Также была использована топографическая классификация, дополненная асимметрией с учётом несимметричности распределений. Рассматривались следующие статистические параметры: асимметрия, контрэксцесс, энтропийный коэффициент, квантиль 95%. Контрэксцесс, принимающий значения от 0 до 1, получается из эксцесса ε путём нормировки:

$$\chi = \frac{1}{\sqrt{\varepsilon}}. \quad (1)$$

Для вычисления энтропийного коэффициента по эмпирической функции плотности использовалась формула:

$$k = \frac{hn}{2\sigma} \cdot 10^{-\frac{1}{n} \sum_{i=1}^m n_i \lg(n_i)}, \quad (2)$$

где h – ширина столбца гистограммы, n – объём выборки, m – число столбцов гистограммы, n_i – число элементов в i -м столбце гистограммы.

Типы кривых Пирсона являются достаточно широкими классами распределения, но выборки сигнала не обнаруживают преимущественной принадлежности к какому-либо классу. Использование топографической классификации [8] подразумевает отнесение к одному из трёх широких классов: обобщённый экспоненциальный, уплощённая композиция обобщённого экспоненциального и равномерного, двумодальная композиция дискретного двузначного и экспоненциального. Обобщённый экспоненциальный закон имеет следующий вид:

$$p(x) = \frac{\alpha}{2\lambda\sigma\Gamma\left(\frac{1}{\alpha}\right)} \exp\left(-\left|\frac{x-x_{\text{ц}}}{\lambda\sigma}\right|^{\alpha}\right), \lambda = \sqrt{\Gamma\left(\frac{1}{\alpha}\right)/\Gamma\left(\frac{3}{\alpha}\right)}, \quad (3)$$

где $x_{\text{ц}}$ – центр распределения, α – показатель степени, λ – масштабный множитель. Обобщённый экспоненциальный закон распределения является симметричным, поэтому принадлежность к нему рассматривалась как принадлежность к положительно определенной его части. К обобщённому экспоненциальному закону относится от 90 до 97 % выборок сигнала, однако при этом показатель степени изменяется в широких пределах от 0.2 до 1. Поведение статистических параметров на примерах двух трасс на плоскостях (χ, k) и (χ, a) изображено на рис. 1. Крупные точки соответствуют шуму. Видно, что у сигнала параметры меняются в очень широком диапазоне значений. Причём для разных трасс сходным образом. Области, занимаемые сигналом, плавно перетекают в области, занимаемые шумом, что не дает возможности однозначно разделить области занятые отсчетами сигнала и отсчетами шума.

Для всех рассматриваемых трасс проводилась классификация по типам кривых Джонсона: S_U , S_L и S_B [7]. Кривые Джонсона получаются преобразованиями плотности нормального распределения. Правило классификации имеет вид:

$$\begin{aligned} S_U : \varepsilon_B &> 3(1 + 0.641a_B^2); \\ S_L : \varepsilon_B &\approx 3(1 + 0.641a_B^2); \\ S_B : \varepsilon_B &< 3(1 + 0.641a_B^2); \end{aligned} \quad (4)$$

где ε_B и a_B являются выборочным эксцессом и асимметрией соответственно. Если $\varepsilon_B < 1 + a_B$, то кривые Джонсона неприменимы.

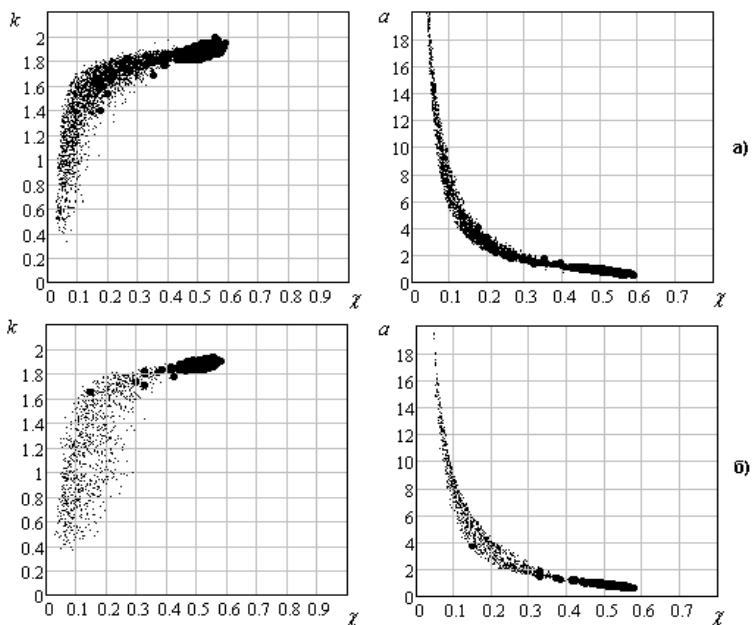


Рис. 1. а) Франция – Йошкар-Ола (100 кГц/с); б) Норильск – Йошкар-Ола (500 кГц/с)

Для шумов 97 – 99 % выборки принадлежат к типу S_B . Для трассы Инский – Йошкар-Ола принадлежность к типу S_U отсчетов сигнала составила 49.7%, S_B – 50.3%. Для трассы Франция – Йошкар-Ола: S_U составила 72.8 %, для S_B – 27.2 %. Для трассы Хабаровск – Йошкар-Ола: для S_U – 36.2 %, для S_B – 63.8 %. Для трассы Норильск – Йошкар-Ола: для S_U – 38.0 %, для S_B – 62.0 %. Принадлежность к S_L для всех спектральных выборок на всех трассах составила 0 %.

Использование критерия согласия Пирсона на уровне значимости 95 % позволило установить, что на всех трассах к гамма-распределению относится в среднем 25 % (минимум 6 % и максимум 44 %) выборок сигнала. К распределению Рэлея из выборок сигнала относится менее 1 %. Спектральные выборки с шумами не подтвердили своей принадлежности к нормальному закону (0 %), к рэлеевскому закону относится 4.5 %, к гамма-распределению – 24 %. В среднем по четверти и сигнальных и шумовых спектров принадлежит гамма-распределению. Для определения принадлежности выборок распределению Райса проводилось математическое моделирование случайной величины, распределённой по закону Райса, в среде Mathcad, а затем находилась доля точек сигнала и шума на плоскости (χ , a), пересекающих область, соответствующую распределению Райса.

Принадлежность выборок с шумами распределению Райса составило от 44 % до 67 %, принадлежность выборок с сигналом распределению Райса – 0 %.

Обнаружение сигнала. Для обнаружения сигнала – определения спектральных амплитудных выборок, содержащих отсчеты, соответствующих ионосферным модам распространения малопригодны критерии, основывающиеся на априорных предположениях о виде закона распределения. Неопределенность по виду закона распределения и его параметрам присуща как спектральным выборкам, содержащим полезный сигнал, так и содержащим только шум.

Для обнаружения необходимо исследование эмпирических данных на предмет поиска параметра или даже нескольких параметров, по которым возможно разделение выборок с сигналом от выборок с шумом.

Для определения такого параметра необходимо всестороннее исследование большого числа выборок, содержащих только шум, и выборок содержащих смесь шума и полезного сигнала, причём при различном отношении сигнал/шум. Подбор выборок вручную при просмотре спектров или ионограмм представляется малопроизводительным, к тому же “на глаз” можно определить только достаточно сильные сигналы, оставляя вне поля зрения выборки с отношением сигнал шум менее 8 – 10 дБ. Статистика при этом будет неполной, а выводы – неточными или ошибочными.

Решение проблемы исследования выборок заключается в следующем. В сеансе зондирования выбираются элементы анализа длительностью 1 с, для спектров которых бесспорно присутствие полезного сигнала, что соответствует отношению сигнал/шум 11 – 12 дБ и выше (рис. 2а). Затем происходит выделение сигнала при помощи грубого порогового критерия по квантили 95 – 97 %, который оставляет некоторую часть шумов, но практически полностью сохраняет моды сигнала (рис. 2б). После чего комплексный спектр грубо очищенного элемента (“образец”) складывается с комплексным спектром шумов, взятых из соседнего сеанса, полученная сумма – рис. 2в). При этом шумы умножаются на некоторый случайный коэффициент усиления, распределённый по случайному закону. При создании “образца” становятся известными частоты, на которых присутствует сигнал. Это позволяет после сложения “образца” с шумом точно определить отношение сигнал/шум созданной смеси.

Всего было получено более 19000 выборок с различными вариациями размеров и уровня шумов. Выборки нормировались собственным максимальным значением, и для них вычислялись параметры: групповое среднее M , среднеквадратическое отклонение σ , медиана $x_{0.5}$, энтропийный коэффициент k , асимметрия a , контрэкссесс χ , квантили 0.6, 0.7, 0.75, 0.8, 0.9, 0.95 ($x_{0.95}$), 0.99 %, знаковая статистика F_s .

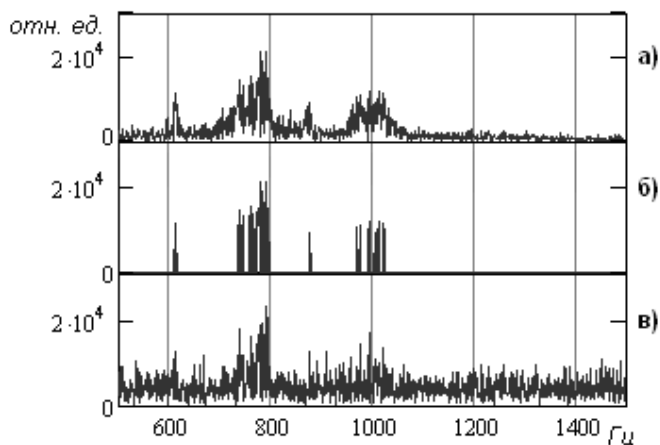


Рис. 2. Конструирование модельной выборки: а) исходная выборка; б) выделенный мощный сигнал; в) новая выборка

Вид статистики F_S , использующей разности группового среднего выборки и ее отсчета:

$$F_S = \frac{l-r}{r+1}, \quad (5)$$

где l – число ненулевых разностей, r – число положительных разностей.

Нормирование выборки дало возможность анализировать такие ненормированные в обычных условиях параметры, как групповое среднее, квантили и среднееквадратическое отклонение. Все параметры, кроме асимметрии, с ростом отношения сигнал/шум SN убывают.

Исходным условием, определяющим наличие сигнала в выборке, является величина SN . По рис. 3 видно, что существует отношение сигнал/шум, начиная с которого вклад сигнала (который есть в каждой выборке) становится существенным и меняется поведение рассматриваемого статистического параметра. Тогда считается, что все точки, изображённые на координатной плоскости левее граничного значения сигнал/шум $SN_{ГР}$, принадлежат шуму, а правее – сигналу. Необходимо отобразить критерий принадлежности точки сигналу по значению мощности в критерий по значению параметра. Таким образом, образуется перекрестие, разбивающее плоскость на четверти. При условии убывания параметра первой четверти будет соответствовать ошибка первого рода, а третьей четверти – второго рода. При условии возрастания параметра, соответственно: ошибке первого рода – четвёртая, ошибке второго рода – вторая. Критическое значение параметра при данном $SN_{ГР}$ выбирается таким, чтобы гарантировать равные ошибки первого и второго рода.

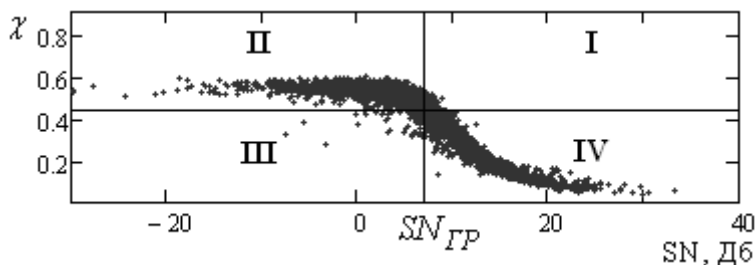


Рис. 3. Пример расчета ошибок первого и второго рода

Результаты исследования параметров для всех выборок в совокупности при величине порога $SN_{ГР}$ равного 8 дБ представлены в табл. 2. В ней отображены коэффициенты корреляции параметров с отношением сигнал/шум, критические значения, гарантирующие равновероятную ошибку δ и сами значения ошибок. Кроме этого рассматривалась устойчивость оценок критических значений, где под устойчивостью понимается малое изменение ошибок первого и второго рода при малом изменении критического значения параметра.

Таблица 2

Ошибки обнаружения для исследованных параметров

Параметр	Корреляция параметра с SN	Критич. значение	δ	Ошибки при вариации критического значения +5 %	
				ошибка 1-го рода	ошибка 2-го рода
a	0.793	1.097	7.3 %	9.2 %	5.8 %
χ	-0.890	0.416	6.0 %	3.4 %	9.2 %
k	-0.802	1.8561	10.5 %	0 %	99 %
σ	-0.874	0.125	5.6 %	2.4 %	10 %
$x_{0.5}$	-0.898	0.206	5.4 %	2.5 %	8.1 %
$x_{0.95}$	-0.897	0.444	5.2 %	2.7 %	8.2 %
$x_{0.99}$	-0.832	0.617	8.9 %	5.6 %	14.3 %

Рассмотренная знаковая статистика дала равновероятную ошибку 26.5 %. Наилучшие значения по корреляции с отношением сигнал/шум показали квантили $x_{0.5}$ и $x_{0.95}$, гарантирующие, как следствие, наилучшие равновероятные ошибки. Наименьшую равновероятную ошибку 5.2 % гарантирует нормированная квантиль $x_{0.95}$ при критическом значении 0.444, то есть при значениях $x_{0.95}$, полученных для нормированных максимальным значением выборок и меньших 0.444 с вероятностью 5.2 % можно не обнаружить зондирующий сигнал и с такой же вероятностью можно произвести ложное обнаружение. Для проверки устойчивости найденных

критических значений проводилось изменение найденного критического значения на 5 % как в сторону увеличения, так и в сторону уменьшения. В таблице представлены получающиеся при этих измерениях ошибки первого и второго рода. Лучшие результаты по устойчивости показали контрэкссесс, $\chi_{0,5}$ и $\chi_{0,95}$.

Выводы. В случае обработки сжатием в частотной области широкополосного сигнала ионосферного распространения наблюдается не только высокая переменчивость параметров законов распределения, но и высокая переменчивость самих законов распределения. Отсутствие одного точно известного закона распределения для сигнала, а также одновременная принадлежность сигнала и шума к одним законам распределения свидетельствует о том, что обработка ЛЧМ сигнала проходит в условиях априорной непараметрической неопределённости. В этих условиях для обнаружения неоправданно использование не только критериев, основывающихся на априорных предположениях о виде закона распределения, но и непараметрических критериев

Список литературы: 1. *Стейн С.* Принципы современной теории связи и их применение к передаче дискретных сообщений / *С. Стейн, Дж. Джонс.* – М.: Связь, 1971. – 376 с. 2. *Егошин А.Б.* Автоматическое обнаружение сигнала на выходе системы сжатия ЛЧМ ионозонда / *А.Б. Егошин, Н.В. Рябова* // Радиолокация, навигация, связь: Труды IX-й научно-техн. конф. – Воронеж, 2003. – Т. 2. – С. 940 – 951. 3. *Колчев А.А.* Статистические распределения сигналов ионосферного ЛЧМ зондирования / *А.А. Колчев, А.Е. Недопекин* // Конференция “Дистанционное зондирование ионосферы” (ИОН-2011), г. Харьков, 12 – 15 апреля 2011 г. Сборник тезисов. – 2011. – С. 41. 4. *Колчев А.А.* Режекция сосредоточенных по спектру помех при ЛЧМ-зондировании ионосферы / *А.А. Колчев, А.О. Щирый* // Известия вузов. Радиофизика. – 2006. – Т. 49, № 9. – С. 751 – 759. 5. *Колчев А.А.,* Измерение доплеровского смещения частоты отдельных лучей с помощью ЛЧМ-ионозонда / *А.А. Колчев, В.И. Батухтин., В.А. Иванов, С.З. Розанов* // Известия ВУЗов: Радиофизика. – 2000. – Т. XLIII, № 12. – С. 1044 – 1054. 6. *Назаров И.А.* К вопросу о предельных значениях энтропийного коэффициента / *И.А. Назаров* // Известия ЛЭТИ. – 1965. – Вып. 66, ч. 1. – С. 23 – 25. 7. *Кобзарь А.И.* Прикладная математическая статистика / *А.И. Кобзарь.* – М.: ФИЗМАТЛИТ, 2006. – 816 с. 8. *Новицкий П.В., Зограф И.А.* Оценка погрешностей результатов измерений / *П.В. Новицкий.* – Л.: Энергоатомиздат. Ленингр. отд-ние., 1991. – 304 с.

Поступила в редколлегию 06.09.2011